

WYDATKI MIESZKANIOWE POLSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH W LATACH 2003–2013

WERONIKA WÓJCIACZYK¹

e-mail: weronikarusek@poczta.fm

ABSTRACT

W. Wójciaczyk. *Housing expenditures of Polish households in years 2003, 2008 and 2013*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2015, 56: 5–21.

In order to evaluate living conditions of particular households it is necessary to take into consideration both the physical characteristics of the premises occupied and the expenses for this purpose. Expenses distribution models can be used to describe the expenditures on the society level. Regression models explain the influence of particular independent variables on the level of housing expenditures. Between 2003 and 2013 housing expenses grew steadily, but the coefficient of variation remained stable, close to 100%. The Gini index of 0.4 indicates high inequality in expenses for housing and energy in the Polish society. The increase in housing expenses is associated with an increase in size of the place of residence, an increase in the number of household members and per capita income growth. Variables such as the size of the place of residence, per capita income and education of the household head have a greater impact on the amount of housing expenses for households that incur lower expenses for this purpose.

STRESZCZENIE

Na ocenę warunków mieszkaniowych gospodarstwa domowego składają się nie tylko fizyczne właściwości zajmowanego przez nie lokalu, ale także wydatki ponoszone na ten cel. W celu zbadania wydatków w skali całego społeczeństwa wykorzystać można modele rozkładu wydatków oraz modele regresji opisujące jakie zmienne niezależne wpływają na wysokość wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe. W badanych latach 2003–2013 wydatki na utrzymanie mieszkania lub domu rosły systematycznie, przy czym współczynnik zmienności utrzymywał się na stałym, bliskim 100% poziomie. Wysoki był także poziom nierówności wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe na pokrycie kosztów utrzymania mieszkania lub domu i nośniki energii, opisany współczynnikiem Ginniego. Wzrost wydatków mieszkaniowych jest związany ze wzrostem wielkości miejscowości zamieszkania, wzrostem liczebności gospodarstwa domowego oraz wzrostem dochodów per capita. Zmienne takie jak wielkość miejscowości zamieszkania,

¹ Doktorantka na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie

dochód per capita i wykształcenie głowy gospodarstwa domowego mają większy wpływ na wysokość wydatków mieszkaniowych w przypadku gospodarstw domowych, które ponoszą mniejsze wydatki na ten cel.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

housing expenditures, expenses for housing and energy, expenses distribution,
burr 3 distribution, quantile regression

wydatki mieszkaniowe, wydatki na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii,
rozkład wydatków, rozkład Burra 3, regresja kwantylowa

WSTĘP

Potrzeby mieszkaniowe należą do jednych z najważniejszych potrzeb ludzkich. Mieszkanie jest bowiem miejscem zaspokajania najbardziej podstawowych potrzeb biologicznych jednostki, jak również potrzeb wyższego rzędu: bezpieczeństwa, przynależności, a nawet samorealizacji — gdy realizowane są przy jego udziale aspiracje jednostki; zob. M. Maciejasz-Świątkiewicz, M. Palmer (2007), s. 208. Sposób zaspokajania tych potrzeb ma zasadniczy wpływ na odczuwany komfort życia. Z tego też powodu mieszkanie może być źródłem zadowolenia, kiedy odpowiada oczekiwaniom gospodarstwa domowego, albo źródłem frustracji, kiedy rzeczywista sytuacja nie przystaje do aspiracji rodziny. Ze względu na swoją wagę, kwestie mieszkaniowe znalazły nawet miejsce w polskiej konstytucji — Konstytucja RP (1997). Trzeba także podkreślić, że niezaspokojenie potrzeb mieszkaniowych ludności wywołuje liczne negatywne konsekwencje, wśród których najczęściej wymienia się: destabilizację rodzin, spadek liczby urodzeń oraz brak perspektyw rozwojowych dla ludzi młodych — Gorczyca (2002), s. 5. Na ocenę warunków mieszkaniowych gospodarstwa domowego składają się nie tylko fizyczne właściwości zajmowanego przez nie lokalu, ale także wydatki ponoszone na ten cel. Jeżeli koszt utrzymania mieszkania jest zbyt wysoki, to ogranicza on możliwości nabywania przez gospodarstwo domowe innych potrzebnych mu dóbr i usług. Sytuacja staje się szczególnie uciążliwa w przypadku, kiedy wydatki mieszkaniowe czynione są kosztem zakupu innych dóbr podstawowych, zwłaszcza takich jak żywność czy ochrona zdrowia. W przypadku polskich gospodarstw domowych udział wydatków ponoszonych w celu utrzymania mieszkania lub domu i zakup nośników energii, wśród wszystkich wydatków, jest znaczny, i w całym badanym okresie wynosił około 22%. Względne obciążenie jest większe w przypadku małych gospodarstw domowych, na przykład jednoosobowych, dla których wydatki mieszkaniowe stanowią blisko 30% wszystkich wydatków. Dla gospodarstw domowych liczących 5 lub więcej osób jest to niespełna 20%.

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie metod statystycznych, które wykorzystać można w celu przeanalizowania zróżnicowania wydatków

ponoszonych na cele mieszkaniowe oraz pokazanie ich zastosowania w praktyce. W części aplikacyjnej wykorzystane zostały dane indywidualne zebrane przez GUS w toku prowadzenia *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych* w latach 2003, 2008 oraz 2013. Wybór taki podyktowany był chęcią zbadania sytuacji bezpośrednio przed przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej, zmian jakie dokonały się w ciągu pierwszych lat po akcesji oraz bieżącej sytuacji w kraju.

WYBRANE METODY ANALIZY WYDATKÓW MIESZKANIOWYCH

Na poziomie społeczeństwa rozkłady wydatków mają następujące właściwości: jednomodalność oraz prawostronną asymetrię. Prawostronna asymetria rozkładu oznacza, że w całej populacji więcej jest jednostek o wydatkach poniżej średniej niż powyżej niej; modalna rozkładu jest mniejsza od jego mediany, a ta z kolei od wartości przeciętnej; por. Kot (2000), s. 103–105. Na wydatki danego podmiotu wpływają przede wszystkim: wysokość jego dochodów oraz ceny dóbr, którymi jest zainteresowany. Duże znaczenie mają również charakterystyki społeczno-ekonomiczne, takie jak: przeciętna liczba osób w gospodarstwie domowym, aktywność zawodowa oraz przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej; Podolec (1992), s. 62. Analizę rozkładu wydatków można wykonać wykorzystując rozkład Burra 3, który przyjmuje postać:

$$F(y) = [1 + e^{-(a + b \ln y)}]^{-c}. \quad (1)$$

Dystrybuanta w tym rozkładzie, zwanym też rozkładem Daguma, po przekształceniach przyjmuje postać:

$$F(y) = \frac{1}{[1 + e^{-(a + b \ln y)}]^c} = \frac{1}{[1 + e^{-a} y^{-b}]^c}, \quad (2)$$

gdzie $y > 0$, $b > 0$, $c > 0$.

Funkcja gęstości ma postać:

$$f(y) = \frac{c \cdot b \cdot e^{-(a + b \ln y)}}{y [1 + e^{-(a + b \ln y)}]^{c+1}}. \quad (3)$$

Funkcja Lorenza przyjmuje postać:

$$L(y) = I_x \left(c + \frac{1}{b}, 1 - \frac{1}{b} \right), \quad (4)$$

gdzie $I_x(p, q)$ to tak zwana niekompletna funkcja Beta obliczana w punkcie $x = [F(y)]^{1/c}$.

Momenty zwykłe rzędu r przyjmują postać:

$$m_r = B\left(1 - \frac{r}{b}, c + \frac{r}{b}\right) e^{-a/b \cdot r \cdot c}, \quad (5)$$

gdzie $B(p, q)$ jest funkcją Beta Eulera. Wartość przeciętna $\mu = m_1$ jest równa:

$$\mu = B\left(1 - \frac{1}{b}, c + \frac{1}{b}\right) e^{-\frac{a}{b} \cdot c} = \frac{\Gamma\left(1 - \frac{1}{b}\right) \Gamma\left(c + \frac{1}{b}\right)}{\Gamma(c)} e^{-\frac{a}{b}}, \quad (6)$$

gdzie $\Gamma(a)$ jest funkcją Gamma Eulera.

Kwantyle q_p rzędu p , $0 < p < 1$ można opisać wzorem:

$$q_p = [p^{-1/c} - 1]^{-1/b} e^{-a/b}, \quad (7)$$

mediana jako kwantyl rzędu 0,5 jest równa:

$$Me = [2^{1/c} - 1]^{-1/b} e^{-a/b}. \quad (8)$$

Natomiast modalna jest równa:

$$Mo = \left[\frac{(c+1) \cdot b}{b+1} - 1 \right]^{1/b} e^{-a/b}. \quad (9)$$

Współczynnik Giniego G ma wzór:

$$G = \frac{\Gamma(c) \Gamma\left(2c + \frac{1}{b}\right)}{\Gamma(2c) \Gamma\left(c + \frac{1}{b}\right)} - 1. \quad (10)$$

Parametry rozkładu Burra 3 szacuje się wykorzystując metodę największej wiarygodności, o czym więcej w pracy Kota (2000), s. 121–125.

Do analizy wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe na cele mieszkaniowe wykorzystać można także modele regresji. Parametry modelu regresji najczęściej szacuje się metodą najmniejszych kwadratów. W przypadku, kiedy wartość zmiennej objaśnianej uzależniona jest od wielu zmiennych objaśniających, konieczne jest zastosowanie modeli regresji wielorakiej. Ich konkretna postać związana jest z rodzajem zależności, które zachodzą pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, a zmienną objaśnianą. Konstruując modele regresji często zwraca się uwagę na zagadnienie pojawiania się obserwacji odstających, to jest takich, które odbiegają od wzorca wyznaczonego przez większość elementów próby. Pojawienie się takich jednostek powoduje przesunięcie oszacowanego centrum i zwiększa oszacowanie rozrzutu. Często proponowanym wówczas rozwiązaniem jest usunięcie odstających obserwacji z analizowanego zbioru danych. Zastosowanie takiej procedury przysparza pewnych trudności,

gdyż konieczne jest podjęcie decyzji: czy usunięcie obserwacji odstającej jest uprawnione oraz czy obserwacja jest wystarczająco odstająca, aby zostać usunięta, a ponadto, czy obserwacja istotnie jest atypowa; w przeciwnym razie usunięcie jej spowoduje sztuczne ograniczenie zmienności danych; zob. Kosiorowski (2012), s. 21–30. Lepszym rozwiązaniem wydaje się zastosowanie procedur odpornych, które pozwolą prowadzić analizę z uwzględnieniem obserwacji odstających poprzez właściwą ich kwalifikację i interpretację. Przykładem takiego podejścia jest wykorzystanie regresji kwantylowej. Pozwala ona na estymację zależności całego rozkładu zmiennej objaśnianej od zmiennych objaśniających. W tym przypadku badany jest związek między wielkością kwantyla wybranego rzędu a zmiennymi objaśniającymi; Nehrebecka, Widłak (2012), s. 101–102. Estymacja poszczególnych kwantyli pozwala na pełniejszy opis sytuacji zarówno w punkcie centralnym, jak i „ogonach” rozkładu, co jest szczególnie przydatne, gdy warunkowa dystrybuanta jest różnorodna i nie ma „standardowego” kształtu. Estymacja regresji na kwantylach jest semiparametryczna, a więc nie przyjmuje się założeń o typie rozkładu dla losowego wektora reszt w modelu. Jedynie w deterministycznej części modelowania przyjmowana jest parametryczna postać modelu. Ponieważ estymacja zawsze przebiega na całej próbie, obserwacje nietypowe (odstające) otrzymują niższe wagi, co niweluje ich wpływ na oszacowanie modelu. Jeżeli postać dystrybuanty jest znana, to kwantyl rzędu τ można policzyć korzystając ze wzoru:

$$\xi_{\tau} = F_y^{-1}(\tau), \quad (11)$$

gdzie:

ξ_{τ} — kwantyl rzędu τ ,

F — dystrybuanta zmiennej y .

Warunkowy kwantyl może być zdefiniowany jako:

$$\xi_{\tau}(X) = F_{y|x}^{-1}(\tau), \quad (12)$$

gdzie:

X — macierz zmiennych objaśniających,

y — wektor zmiennej zależnej.

Estymacja parametrów regresji dowolnego kwantyla polega na minimalizacji ważonej sumy wartości bezwzględnych reszt, przypisując im odpowiednie wagi:

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(|y_i - \xi_{\tau}(x_i, \beta)|), \quad (13)$$

gdzie:

$$\rho_{\tau} = \begin{cases} \tau z & \text{dla } z \geq 0 \\ (1 - \tau)z & \text{dla } z < 0 \end{cases}.$$

Estymatory błędów standardowych współczynników dla regresji kwantylowej uzyskuje się najczęściej za pomocą metody bootstrap, co jest związane z zagrożeniem tych modeli problemem heteroskedastyczności. W tej metodzie wielokrotnie losuje się, z powtórzeniami, próbki z próby obserwacji pobranej do badania i na tej podstawie wnioskuje się o całej zbiorowości. Na polskim gruncie analiza kwantylowa została już zastosowana do analizy zagadnień związanych z mieszkalnictwem w Warszawie; zob. Widłak, Nehrebecka (2012), s. 17–45.

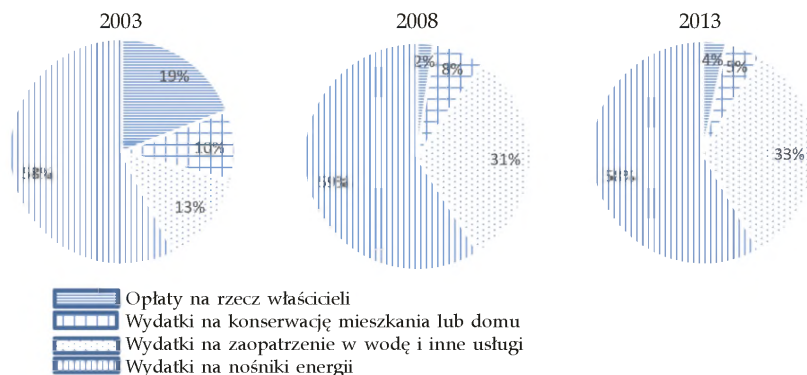
DANE I WYNIKI ESTYMACJI

Na potrzeby niniejszej analizy wykorzystano dane jednostkowe pochodzące z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych*, prowadzonych przez GUS w latach 2003, 2008 i 2013. Objęły one w kolejnych latach następującą liczbę gospodarstw domowych: 32488, 37358 oraz 37181. Wszystkie prezentowane w opracowaniu wyniki uzyskano, stosując wagi podane przez GUS. Ważenie, czyli zastosowanie odpowiedniego mnożnika dla każdej obserwacji, pozwala dopasować strukturę próby do rzeczywistej struktury badanej zbiorowości, a tym samym zwiększa poprawność wyciąganych wniosków.

Wydatki ponoszone na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii są dzielone w badaniach GUS na cztery podgrupy do których należą: opłaty na rzecz właścicieli, wydatki na konserwację mieszkania lub domu, wydatki na zaopatrywanie w wodę i inne usługi związane z zamieszkiwaniem oraz wydatki na nośniki energii. Udział wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii pozostawał w badanym czasie na podobnym poziomie — około 22%. Znacznym zmianom uległ natomiast udział poszczególnych podgrup ponoszonych wydatków. Zdecydowanie zmalał udział opłat na rzecz właścicieli: z 19,06% w 2003 roku do 3,37% w roku 2013. Zdecydowanie wzrósł udział wydatków ponoszonych na zaopatrzenie w wodę i inne usługi: z 13,28% w roku 2003 do 33,07% w roku 2013. Opisywane zmiany miały największą intensywność pomiędzy rokiem 2003 a 2008. Udział wydatków na nośniki energii był podobny w całym badanym okresie i oscylował około 58%. Na Rysunku 1 przedstawiono zmieniający się w czasie udział różnych rodzajów wydatków mieszkaniowych.

Trzeba zaznaczyć, że nie wszystkie gospodarstwa domowe ponoszą wydatki na cele mieszkaniowe. Brak takich wydatków może być na przykład skutkiem współzamieszkiwania jednego lokalu przez kilka gospodarstw domowych. Może się wtedy zdarzyć, że całość kosztów ponosi tylko jedno z nich. W kolejnych latach udział gospodarstw domowych ponoszących wydatki na cele mieszkaniowe rósł systematycznie i wynosił kolejno: 96,75; 98,29 oraz 99,15%. W tym samym czasie udział gospodarstw domowych posiadających dochody był prawie

stuprocentowy. Ze względu na charakter stosowanych modeli dalsza analiza prowadzona będzie wyłącznie dla gospodarstw domowych, które posiadają dochody oraz wydatki na cele mieszkaniowe.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2013*.

Rysunek 1. Udział różnych grup wydatków mieszkaniowych w kolejnych badanych latach (w %)

Rozkład wydatków na cele mieszkaniowe zbadano w kolejnych latach wykorzystując rozkład Burra 3. W pierwszej kolejności zastosowano model uwzględniający wyłącznie wydatki ponoszone przez gospodarstwa domowe na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii. Wyniki estymacji metodą największej wiarygodności, parametrów rozkładu Burra 3 w kolejnych latach zebrano w tabeli 1, natomiast w tabeli 2 zebrano statystyki opisowe dla tych rozkładów. Na Rysunku 2 zaprezentowano wykresy rozkładu wydatków mieszkaniowych.

Średnia wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii rosła systematycznie i wynosiła w kolejnych latach: 415,34; 480,91 oraz 616,20 PLN. Połowa gospodarstw domowych wydawała na ten cel w badanym czasie co najwyżej 335,10; 378,80 oraz 492,45 PLN. Najczęstsza kwota wydatków to kolejno: 232,09; 272,55 oraz 366,54 PLN. Przeciętne zróżnicowanie wydatków na utrzymanie mieszkania rosło w badanym czasie od 386,80; poprzez 485,82 do 589,12 PLN, co w odniesieniu do poszczególnych średnich daje podobny współczynnik zmienności, oscylujący na poziomie bliskim 100%. Współczynnik ten pokazuje znaczną zmienność wydatków na cele mieszkaniowe w badanym czasie. Współczynnik Giniego dla badanej zbiorowości przyjmuje kolejno wartości: 0,41; 0,40 oraz 0,39, co pokazuje, że rzeczywiste nierówności wydatków zmniejszyły się nieznacznie w badanym czasie. Wartość współczynnika Giniego na poziomie około 0,4 oznacza również wysoki poziom nierówności w rozkładzie wydatków na cele mieszkaniowe.

Tabela 1

Wyniki estymacji parametrów rozkładu Burra 3 dla wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii dla gospodarstw domowych w latach 2003, 2008 i 2013

parametr	ocena	błąd statystyczny	wartość z	p
rok 2003				
<i>a</i>	-19,5135	0,203675	-95,81	0,0000
<i>b</i>	3,11135	0,0290497	107,1	0,0000
<i>c</i>	0,422986	0,00682452	61,98	0,0000
rok 2008				
<i>a</i>	-17,3749	0,15988	-108,7	0,0000
<i>b</i>	2,80296	0,0225109	124,5	0,0000
<i>c</i>	0,615667	0,00943888	65,23	0,0000
rok 2013				
<i>a</i>	-18,2835	0,165196	-110,7	0,0000
<i>b</i>	2,85450	0,0225807	126,4	0,0000
<i>c</i>	0,673408	0,0102705	65,57	0,0000

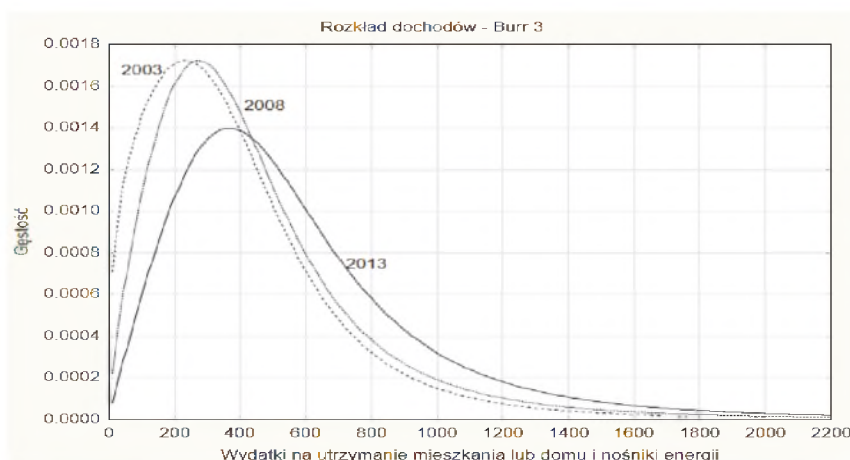
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.

Tabela 2

Statystyki opisowe rozkładu Burra 3 dla wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii dla gospodarstw domowych w latach 2003, 2008 i 2013

statystyka	rok		
	2003	2008	2013
średnia	415,34	480,91	616,20
mediana	335,10	378,80	492,45
modalna	232,09	272,55	366,54
odchylenie standardowe	386,80	485,82	589,12
współczynnik zmienności	0,93	1,01	0,96
asymetria	0,47	0,43	0,42
współczynnik Giniego	0,41	0,40	0,39

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.

Rysunek 2. Wykresy rozkładu Burra 3 dla wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii dla gospodarstw domowych w latach 2003, 2008 i 2013

W dalszej kolejności uzmienniono parametry modelu, uzupełniając go o dodatkowe zmienne takie jak: wykształcenie głowy gospodarstwa domowego, liczbę osób wchodzących w skład gospodarstwa domowego oraz klasę miejscowości zamieszkania². Uzmiennienie parametrów umożliwia szeroką i wieloaspektową analizę sytuacji mieszkaniowej. Poniżej zaprezentowano wybrane modele, przy czym zarówno zastosowane zmienne, jak i sposób ich wprowadzenia wybrano przeprowadzając wielokrotne próby, które w różny sposób wpływały na dopasowanie modelu do danych. Opisana modyfikacja w największym stopniu poprawiła to dopasowanie we wszystkich analizowanych latach. Kryterium Akaike obniżyło się w kolejnych latach w następujący sposób: dla 2003 roku: z 435404,9 do 429647,8; dla 2008 roku: z 514991,3 do 509805,1; dla 2013 roku z 532380,1 do 526837,9. Parametry stojące przy dodatkowych zmiennych wprowadzono do modelu w następujący sposób: a_1 dla klasy miejscowości zamieszkania gospodarstwa domowego (KLM), b_1 dla liczby osób wchodzących w skład gospodarstwa domowego (LOS), c_1 dla dochodów rozporządzalnych przypadających na osobę w gospodarstwie domowym (Doch). Wykorzystany model rozkładu Burra 3 przyjął więc następującą postać:

$$f(y) = \frac{(c_0 + c_1 \cdot \text{Doch}) \cdot (b_0 + b_1 \cdot \text{LOS}) \cdot e^{-((a_0 + a_1 \cdot \text{KLM}) + (b_0 + b_1 \cdot \text{LOS}) \ln y)}}{y[1 + e^{-((a_0 + a_1 \cdot \text{KLM}) + (b_0 + b_1 \cdot \text{LOS}) \ln y)}]^{c_0 + c_1 \cdot \text{Doch}} + 1}. \quad (14)$$

² Ze sposobami uzmienniania parametrów modeli dochodów i wydatków można zapoznać się szczegółowo korzystając z pracy pod redakcją S.M. Kota (1999).

Wyniki estymacji modelu uwzględniającego wszystkie dodatkowo wprowadzone zmienne przedstawiono w Tabeli 3.

Tabela 3

Wyniki estymacji parametrów rozkładu Burra 3 uzupełnione dodatkowymi zmiennymi dla wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii dla gospodarstw domowych w latach 2003, 2008 i 2013

parametr	ocena	błąd statystyczny	wartość z	p
rok 2003				
a_0	-18,7424	0,173836	-107,8	0,0000
a_1	0,322467	0,00688034	46,87	0,0000
b_0	3,06620	0,0253083	121,2	0,0000
b_1	-0,0592169	0,00138565	-42,74	0,0000
c_0	0,257770	0,00673950	38,25	0,0000
c_1	0,000474570	8,66739e-06	54,75	0,0000
rok 2008				
a_0	-17,9063	0,149084	-120,1	0,0000
a_1	0,213972	0,00544090	39,33	0,0000
b_0	3,00253	0,0221365	135,6	0,0000
b_1	-0,0690635	0,00115601	-59,74	0,0000
c_0	0,422102	0,00786607	53,66	0,0000
c_1	0,000283308	3,26057e-06	86,89	0,0000
rok 2013				
a_0	-19,1255	0,159711	-119,8	0,0000
a_1	0,222435	0,00581209	38,27	0,0000
b_0	3,08308	0,0228235	135,1	0,0000
b_1	-0,0671456	0,00104564	-64,21	0,0000
c_0	0,432267	0,00894720	48,31	0,0000
c_1	0,000266711	4,99116e-06	53,44	0,0000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.

W Tabeli 4 zebrano statystyki opisowe rozkładu Burra 3 dla czterech różnych, przykładowych gospodarstw domowych. Gospodarstwa te można scharakteryzować w następujący sposób:

- G1 — trzyosobowe gospodarstwo domowe, w którym dochód per capita równy jest pierwszemu kwartylowi dla danego roku, co oznacza kolejno: 458,80; 680,96 oraz 871,00 PLN; gospodarstwo zamieszkuje na wsi;
- G2 — trzyosobowe gospodarstwo domowe, w którym dochód per capita równy jest pierwszemu kwartylowi dla danego roku, a gospodarstwo zamieszkuje miasto od 200 do 499 tys. mieszkańców;
- G3 — trzyosobowe gospodarstwo domowe, w którym dochód per capita równy jest medianie dochodów per capita dla danego roku i wynosi kolejno: 688,96; 988,13 oraz 1277,60 PLN; a gospodarstwo zamieszkuje miasto od 200 do 499 tys. mieszkańców;
- G4 — jednoosobowe gospodarstwo domowe, w którym dochód per capita równy jest medianie dochodów per capita dla danego roku, a gospodarstwo zamieszkuje miasto od 200 do 499 tys. mieszkańców.

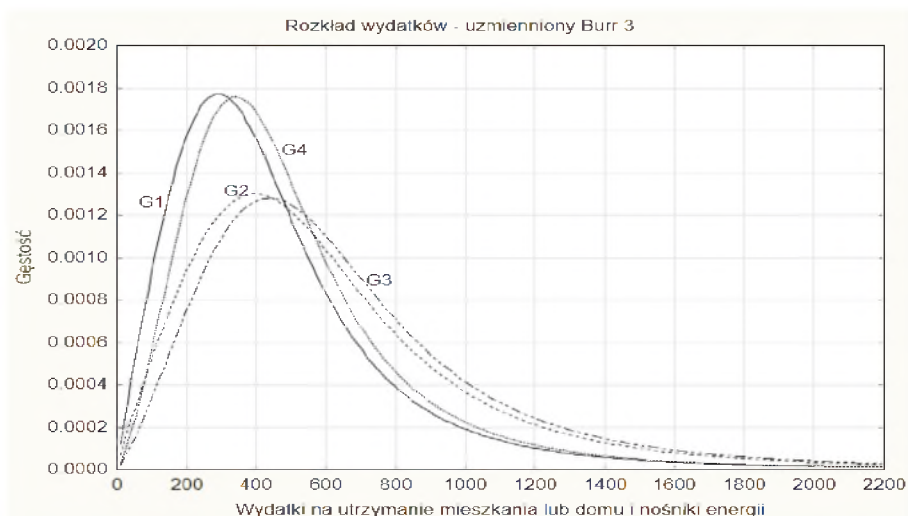
Średnia i mediana wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii rosły w badanym okresie w przypadku wszystkich gospodarstw domowych. W przypadku gospodarstw jednoosobowych, wzrost był szczególnie widoczny w drugiej połowie dziesięciolecia. W większości przypadków w badanym czasie rosła też kwota najczęściej wydawana na utrzymanie mieszkania przez gospodarstwa domowe. Jedyny wyjątek stanowią gospodarstwa trzyosobowe, zamieszkujące w miastach 200–499 tys. mieszkańców i o dochodach per capita równych wartości pierwszego kwartyła. W tym przypadku pomiędzy rokiem 2008 i 2013 zaobserwowano nieznaczny spadek modalnej wydatków. Współczynnik zmienności nieznacznie obniżył się w roku 2013 — w porównaniu do lat poprzednich, ale nadal utrzymuje się na bardzo wysokim poziomie. Jedynie w przypadku gospodarstw jednoosobowych jego wartość obniżyła się do 84%. Również współczynnik Giniego obniżył się w badanym dziesięcioleciu w przypadku wszystkich wybranych typów gospodarstw domowych. Można zauważyć, że wzrost wielkości miejscowości zamieszkania, jak również wzrost liczebności gospodarstwa domowego wiąże się ze wzrostem wartości przeciętnych wydatków mieszkaniowych. Również wzrost dochodów per capita w gospodarstwie domowym wiąże się ze wzrostem wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii, chociaż w tym przypadku zaobserwowana zmiana jest mniej widoczna. Wykresy rozkładu wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii w roku 2013 dla opisanych gospodarstw domowych zamieszczone zostały na Rysunku 3.

Tabela 4

Statystyki opisowe rozkładu Burra 3 uzupełnionego dodatkowymi zmiennymi
dla wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii
dla przykładowych gospodarstw domowych w latach 2003, 2008 i 2013

statystyka	G1	G2	G2	G3
2003				
średnia	285,39	444,51	497,23	385,16
mediana	223,83	348,64	396,56	313,31
modalna	150,32	234,13	289,41	236,63
odchylenie standardowe	290,77	452,90	480,29	346,54
współczynnik zmienności	1,02	1,02	0,97	0,90
asymetria	0,46	0,46	0,43	0,43
współczynnik Giniego	0,42	0,42	0,40	0,38
2008				
średnia	373,69	507,55	543,97	399,33
mediana	293,87	399,17	431,05	323,95
modalna	210,85	286,39	317,94	247,42
odchylenie standardowe	379,65	515,65	536,91	359,69
współczynnik zmienności	1,02	1,02	0,99	0,90
asymetria	0,43	0,43	0,42	0,42
współczynnik Giniego	0,40	0,40	0,39	0,37
2013				
średnia	484,37	659,59	711,30	525,35
mediana	388,66	529,25	574,41	432,87
modalna	290,73	395,90	438,40	339,65
odchylenie standardowe	456,24	621,27	649,10	441,43
współczynnik zmienności	0,94	0,94	0,91	0,84
asymetria	0,42	0,42	0,42	0,42
współczynnik Giniego	0,38	0,38	0,37	0,35

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.

Rysunek 3. Wykresy rozkładu Burra 3 uzupełnione dodatkowymi zmiennymi dla wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii dla przykładowych gospodarstw domowych w roku 2013

Kolejny etap prowadzonej analizy stanowiło zbudowanie modeli regresji wydatków ponoszonych w celu utrzymania mieszkania lub domu i opłacenia nośników energii. W pierwszej kolejności dla każdego badanego roku zbudowano prosty model regresji, w którym wydatki te uzależnione były od dochodów per capita w gospodarstwie domowym oraz liczby osób wchodzących w skład gospodarstwa. Wyniki estymacji parametrów modeli regresji przedstawiono w Tabeli 5. Jak można zauważyć, we wszystkich badanych latach oba parametry są statystycznie istotne. Dodatnie znaki przy ocenach parametrów oznaczają, że wraz ze wzrostem wartości odpowiedniej zmiennej objaśniającej wzrasta wartość zmiennej objaśnianej. Wzrost dochodów per capita o 1% wywoła w kolejnych latach wzrost wydatków na cele mieszkaniowe o 0,60%; 0,47% oraz 0,41%. Skorygowany współczynnik determinacji, określający jaką część zmienności zmiennej objaśnianej została wyjaśniona oszacowaną funkcją regresji nie jest wysoki i przyjmuje kolejno wartości 0,134; 0,110 oraz 0,110. Bardzo duża wartość statystyki F skłania do odrzucenia hipotezy o równości wszystkich parametrów wartości zero na akceptowalnie małym poziomie istotności.

Tabela 5

Oceny parametrów potęgowo-wykładniczego modelu regresyjnego wydatków na cele mieszkaniowe przy uwzględnieniu dochodów per capita i liczby osób w gospodarstwie domowym

parametr	ocena	błąd standardowy	t	p
2003				
const	1,44103	0,0619823	23,2490	<0,00001
lnDoch	0,595449	0,00858059	69,3949	<0,00001
LOS	0,125845	0,00349855	35,9706	<0,00001
$R^2 = 0,134$; $\bar{R}^2 = 0,134$; $F = 2411,249$ ($p < 0,000000$)				
2008				
const	2,24692	0,0551322	40,7552	<0,00001
lnDoch	0,466694	0,00738537	63,1917	<0,00001
LOS	0,138271	0,00299436	46,1772	<0,00001
$R^2 = 0,11018$; $\bar{R}^2 = 0,110$; $F = 2249,970$ ($p < 0,000000$)				
2013				
const	2,78623	0,052212	53,3639	<0,00001
lnDoch	0,411623	0,00677828	60,7267	<0,00001
LOS	0,148217	0,00294504	50,3278	<0,00001
$R^2 = 0,110$; $\bar{R}^2 = 0,110$; $F = 2253,416$ ($p < 0,000000$)				

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.

Kolejnym etapem prowadzonej analizy było wprowadzenie do modelu dodatkowych zmiennych objaśniających, do których zaliczono, oprócz uwzględnionych już wcześniej dochodów per capita oraz liczby osób wchodzących w skład gospodarstwa domowego, klasę miejscowości zamieszkania, wiek oraz wykształcenie głowy gospodarstwa domowego. Zmienną objaśnianą pozostały wydatki na cele mieszkaniowe. Wprowadzenie dodatkowych zmiennych wpłynęło na poprawienie dopasowania hiperpłaszczyzny regresji do danych empirycznych, gdyż wielkości \bar{R}^2 wzrosła we wszystkich badanych latach, przyjmując kolejno następujące wartości: 0,200; 0,142 oraz 0,141. Dla każdego badanego roku opracowano zwykły model regresji oraz modele regresji kwantylowej dla pierwszego, drugiego i trzeciego kwartyła. Wyniki estymacji dla kolejnych lat zamieszczone zostały w Tabeli 6.

Tabela 6

Oceny parametrów potęgowo–wykładniczego modelu regresyjnego wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii w latach: 2003, 2008, 2013

	regresja		regresja kwantylowa tau=0.25		regresja kwantylowa tau=0.5		regresja kwantylowa tau=0.75	
zmienne	ocena	<i>p</i>	ocena	<i>p</i>	ocena	<i>p</i>	ocena	<i>p</i>
2003								
const	2,4704	<0,0001	2,5209	<0,0001	2,8187	<0,0001	3,0826	<0,0001
KLM	−0,1279	<0,0001	−0,1844	<0,0001	−0,1180	<0,0001	−0,0551	<0,0001
LOS	0,1378	<0,0001	0,1452	<0,0001	0,1540	<0,0001	0,1504	<0,0001
lnDoch	0,4368	<0,0001	0,4066	<0,0001	0,3981	<0,0001	0,3978	<0,0001
Wyksz	0,0399	<0,0001	0,04464	<0,0001	0,0300	<0,0001	0,0181	<0,0001
lnWiek	0,09435	<0,0001	0,07421	0,0001	0,0726	<0,0001	0,0567	0,0002
Akaike	75868,67		82038,54		72602,98		73903,19	
2008								
const	3,0342	<0,0001	2,96799	<0,0001	3,3725	<0,0001	3,3624	<0,0001
KLM	−0,0813	<0,0001	−0,1266	<0,0001	−0,0739	<0,0001	−0,0201	<0,0001
LOS	0,1512	<0,0001	0,1560	<0,0001	0,1547	<0,0001	0,1637	<0,0001
lnDoch	0,3680	<0,0001	0,3315	<0,0001	0,3367	<0,0001	0,3772	<0,0001
Wyksz	0,0286	<0,0001	0,0371	<0,0001	0,0230	<0,0001	0,0089	0,0019
lnWiek	0,0300	0,03489	0,0439	0,0066	6,81232e−05	0,9959	−0,0180	0,2006
Akaike	86145,09		91524,38		82830,54		87518,50	
2013								
const	3,6604	<0,0001	3,80402	<0,0001	4,08789	<0,0001	4,05283	<0,0001
KLM	−0,0812	<0,0001	−0,122	<0,0001	−0,0765	<0,0001	−0,0241	<0,0001
LOS	0,1574	<0,0001	0,1538	<0,0001	0,1563	<0,0001	0,1718	<0,0001
lnDoch	0,3310	<0,0001	0,2845	<0,0001	0,2963	<0,0001	0,3526	<0,0001
Wyksz	0,0196	<0,0001	0,0195	<0,0001	0,0146	<0,0001	0,0090	0,0015
lnWiek	−0,0086	0,5073	−0,0096	0,5227	−0,0509	0,0001	−0,1067	<0,0001
Akaike	82324,41		87004,00		78649,08		84316,67	

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Badań Budżetów Gospodarstw Domowych 2003, 2008 i 2013*.

Na tej podstawie wyciągnąć można kilka ciekawych wniosków na temat wpływu zmiennych objaśniających na wydatki mieszkaniowe gospodarstw domowych.

We wszystkich badanych latach wyraźnie widać, że im mniejsza miejscowość zamieszkania, tym niższe są wydatki gospodarstwa domowego ponoszone na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii. Korzystając z ocen parametrów dla modelu regresji kwantylowej, można zauważyć, że wpływ wielkości miejscowości zamieszkania zmniejsza się wraz ze zwiększaniem się wydatków na cele mieszkaniowe. To znaczy dla gospodarstw ponoszących mniejsze wydatki wielkość miejscowości zamieszkania ma większy wpływ na wysokość wydatków mieszkaniowych, niż dla gospodarstw ponoszących wyższe wydatki na ten cel.

Wydatki na cele mieszkaniowe zwiększają się wraz ze wzrostem liczebności gospodarstwa domowego. Wpływ liczebności gospodarstwa domowego na poziom wydatków mieszkaniowych jest porównywalny niezależnie od tego, jak dużo gospodarstwo domowe wydaje na ten cel. Jedynie w roku 2013 zaobserwowano wzrost wpływu liczebności gospodarstwa domowego wraz ze wzrostem wydatków.

Ocena parametrów dla modelu regresji kwantylowej pozwala stwierdzić, że od roku 2008 wysokość dochodu per capita ma większy wpływ na wydatki mieszkaniowe w gospodarstwach domowych, których wydatki na ten cel są wyższe. W roku 2003 nie zaobserwowano takiej zależności. Wręcz przeciwnie — wysokość dochodu per capita miała większe znaczenie w przypadku gospodarstw o najniższych wydatkach na cele mieszkaniowe.

Dla wszystkich badanych lat powtarza się zależność, że im niższe wydatki na cele mieszkaniowe, tym większy wpływ ma na nie poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego. Wpływ wykształcenia na poziom wydatków na utrzymanie mieszkania lub domu maleje z czasem w obserwowanym dziesięcioleciu.

Do roku 2008, wiek był pozytywnie skorelowany ze wzrostem wydatków ponoszonych na utrzymanie mieszkania lub domu i nośniki energii, natomiast w roku 2013 tendencja odwróciła się. Gospodarstwa domowe, których głowa była starsza, ponosiły niższe wydatki.

WNIOSKI

W badanych latach 2003–2013 wydatki na utrzymanie mieszkania lub domu rosły systematycznie, przy czym współczynnik zmienności wydatków utrzymywał się na stałym, bliskim 100% poziomie. Wysoki był także poziom nierówności wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe na pokrycie kosztów utrzymania mieszkania lub domu i nośniki energii, opisany współ-

czynnikiem Ginniego. Wzrost wydatków mieszkaniowych jest związany ze wzrostem wielkości miejscowości zamieszkania, wzrostem liczebności gospodarstwa domowego oraz wzrostem dochodów per capita. Zmienne, takie jak: wielkość miejscowości zamieszkania, dochód per capita i wykształcenie głowy gospodarstwa domowego mają większy wpływ na wysokość wydatków mieszkaniowych w przypadku gospodarstw domowych, które ponoszą mniejsze wydatki na ten cel.

BIBLIOGRAFIA

- Badanie Budżetów Gospodarstw Domowych* (2008), GUS, Warszawa.
- Badanie Budżetów Gospodarstw Domowych* (2013), GUS, Warszawa.
- Gorczyca M. (2002), *Polski dystans mieszkaniowy; przyczyny i warunki jego pokonywania w procesie integracji z Unią Europejską*, Główny Urząd Statystyczny, Zakład badań statystyczno-ekonomicznych, Warszawa, nr 282.
- Gospodarstwa domowe i rodziny* (2003), GUS, Warszawa.
- Kosiorowski D. (2012), *Wstęp do statystyki odpornej. Kurs z wykorzystaniem środowiska R*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Kot S.M. (2000), *Ekonomiczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- Maciejasz-Świątkiewicz M., Palmer M. (2007), *Postawy gospodarstw domowych względem nieruchomości mieszkalnych*, Zachowania rynkowe w teorii i praktyce, red. D. Kopycińska, Katedra Nieruchomości, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin.
- Nehrebecka N., Widłak M. (2012), *Zróżnicowania cen mieszkań a ograniczenie budżetowe nabywców*, Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa, nr 1.
- Podolec B. (1992), *Budżety gospodarstw domowych w Polsce 1979–1991*, Fundacja im. Friedricha Eberta, Warszawa.
- Ustawa z dnia 2.04.1997 roku, Konstytucja Rzeczypospolitej Polskiej (Dz.U. nr 78, poz. 483).